

Банки, биржи и экономический рост России

Аннотация

Цель исследования, результаты которого изложены в настоящей статье, — протестировать на российских данных обсуждаемые в мировой литературе гипотезы причинно-следственной связи между развитием финансов и экономическим ростом. Период наблюдения — с I квартала 2003 г. по I квартал 2017 г. (57 среднеквартальных значений). С этой целью использована эконометрическая методология, включающая среди прочего VAR-моделирование, тесты на коинтеграцию и причинно-следственные связи. Все переменные оказались нестационарными и коинтегрированными, что удостоверяет их долгосрочную равновесную взаимосвязь и подлинность корреляции. Обнаружена положительная зависимость экономического роста от роста банковского кредита и капитализации рынка акций. Для восстановления нарушенного в предыдущем квартале долгосрочного равновесия экономическим агентам требуется 0,9 текущего квартала, причем каждая переменная проходит свою часть пути к равновесию в новой точке. В среднесрочной перспективе влияние инноваций финансовой структуры на дисперсию ошибок прогноза экономического роста растет, и центр тяжести этого влияния перемещается с инноваций банковского кредита на инновации фондового рынка. При наличии условий для полнокровного развития рынка ценных бумаг в России произойдет частичная дезинтермедия банковского сектора.

Ключевые слова:

финансы, экономический рост, коинтеграция

JEL: O16, G15, G28

Среди многочисленных факторов, влияющих на рост экономики, важную роль играет финансовая система. Как ярко выразился в 1858 г. британский премьер-министр У. Гладстоун, «финансы являются, как и прежде, желудком страны, из которого все остальные органы черпают свою силу» [1, с. 113]. Академические исследования взаимосвязи финансов и реальной экономики восходят по меньшей мере к 1912 г., когда Й. Шумпетер назвал банкира «производителем покупательной способности» и «феноменом развития» [2, с. 74]. В центре исследований традиционно стоят два вопроса: ускоряет ли развитие финансов экономический рост, и если ускоряет, то каким образом? Поиску ответов посвящена обширная литература — как теоретическая, так и эмпирическая¹.

Цель исследования, результаты которого изложены в настоящей статье, — протестировать на российских данных обсуждаемые в мировой литературе гипотезы причинно-следственной связи между развитием финансов и экономическим ростом. С этой целью мы обратились к эконометрике — полной теории того, как одно событие вызывает другое. Поскольку данные меняются во времени, нужный раздел эконометрики — анализ временных рядов.

ЧЕТЫРЕ ГИПОТЕЗЫ

Теоретическую литературу по данной теме можно свести к четырем гипотезам [4]. Гипотеза 1 — экономический рост зависит от прогресса финансов. Потребность в снижении

¹ Обстоятельный обзор литературы см. [3].

транзакционных издержек привела к возникновению финансового посредничества. Финансовые посредники мобилизуют сбережения, выявляют и финансируют хорошие бизнес-проекты, отслеживают работу менеджеров, решают проблему информационной асимметрии, облегчают торговлю и диверсификацию рисков. Результатом этих услуг является рост эффективности распределения ресурсов, скорости технического прогресса и накопления капитала, а с ним и экономический рост.

Гипотеза 2 — экономический рост является причиной развития финансов. Как у Дж. Робинсон: «где предприятия — ведущие, там финансы — ведомые» [5, с. 67]. Реальная экономика в своем развитии предъявляет растущий спрос на финансовые услуги, что в свою очередь приводит к появлению финансовых институтов и финансовых рынков для удовлетворения этого спроса.

Гипотеза 3 — комбинация двух первых. Финансы и реальная экономика дают друг другу стимулы к развитию. Развитие финансов постепенно генерирует рост экономики, а тот в свою очередь дает обратную связь и индуцируют развитие финансов.

Гипотеза 4 — развитие финансов не является следствием экономического роста, а тот не является следствием развития финансов. Отрицание роли финансов — часть новой классической экономической теории. «Ценные бумаги и прочие непроеизводимые активы — лишь "вуаль", за которой реальная экономика действует без оглядки на финансовые соображения» [6, с. 19], — цитирует новых классических экономистов лидер посткейнсианцев П. Дэвидсон.

В подавляющем большинстве эмпирических работ, и в данной работе тоже, исходной является гипотеза 4, поэтому остановимся коротко на теоретических основах гипотезы 1, которая обычно противопоставляется гипотезе 4. Возьмем простейшую модель эндогенного роста (производственную функцию) $Y_t = AK_t$, где Y_t — совокупный выпуск, а K_t — совокупный запас капитала. Пусть население стационарно и экономика производит один товар, который можно потребить или инвестировать. Тогда $I_t = K_{t+1} - (1 - \delta)K_t$, где I_t — валовые инвестиции, а δ — темп амортизации товара в случае его инвестирования. В закрытой экономике без правительства равновесие рынка капитала требует равенства I_t валовым сбережениям S_t . Логично допустить, что какая-то доля сбережений (обозначим ее $1 - \phi$) «теряется» в процессе финансового посредничества: $\phi S_t = I_t$. Опуская индекс времени, можно вывести из этих двух выражений темп устойчивого роста экономики: $g = A \frac{I}{Y} - \delta = A\phi s - \delta$. Это уравнение показывает, как развитие финансов влияет на экономический рост. Оно может:

- повысить пропорцию сбережений, превращенных в инвестиции (ϕ);
- повысить предельную производительность капитала (A);
- изменить норму частных сбережений (s) [7].

Анализ временных рядов (одна страна за некий отрезок времени) и панельных данных (группа стран за один и тот же отрезок времени) принес эмпирические свидетельства в пользу всех четырех гипотез, но больше в пользу гипотезы 1, и показал в рамках этой гипотезы, что, во-первых, страны с более развитой финансовой системой растут быстрее — особенно те, где есть крупные частные банки и ликвидные фондовые биржи, и, во-вторых, банковский сектор и рынок ценных бумаг оказывают в своем развитии отдельное положительное влияние на экономический рост. «Международные сравнения, работы по отдельным странам, отраслям и фирмам демонстрируют положительную связь между уровнем развития финансовой системы и экономическим ростом, — резюмирует бывший президент Европейского центрального банка В. Дуйзенберг. — "Белые пятна" останутся, но я бы сказал, что финансовая система имеет жизненно важное значение для экономической деятельности» [8, с. 1].

Первые российские работы по данной теме появились не так давно. В своей диссертации (2004 г.) Р. Афанасьев отмечает, что «данные по финансовым инструментам для России либо отсутствуют, либо представлены за слишком маленький период времени.

Поэтому использование временных рядов невозможно или, по крайней мере, достоверность подобного анализа будет вызывать большие сомнения» [9]. В статье Н. Розановой (2006 г.) читаем: «Хотя статистические характеристики регрессий не могут достоверно подтвердить или опровергнуть нашу гипотезу, результаты регрессионного анализа демонстрируют устойчивую тенденцию к негативному влиянию степени развитости фондового рынка на волатильность роста» [10, с. 82]. «Исходя из проведенного корреляционного анализа, — пишет М. Столбов в своей книге (2008 г.), — напрашивается вывод о том, что в настоящее время развитие финансового рынка в России нельзя считать самостоятельным фактором экономического роста» [3, с. 157]. В его исследовании смущает размер выборки — всего лишь семь годовых наблюдений (1999–2006 гг.).

ФИНАНСОВАЯ СТРУКТУРА РОССИИ

В литературе по данной теме под структурой финансовой системы или просто финансовой структурой обычно понимается соотношение между выпуском ценных бумаг и банковским кредитом как способами финансирования инвестиций. Если преобладает первый способ, то говорят о преимущественно рыночной (*market-based*) финансовой структуре (РФС), если второй, то о банковской (*bank-based*) финансовой структуре (БФС). Затем для каждого способа исследователи подбирают количественные показатели.

Одним важным результатом поиска эмпирических свидетельств в пользу гипотезы 1 явилась огромная база данных о глобальном развитии финансов (*Global Financial Development Database*, GFDD), созданная исследователями Всемирного банка и некоторых университетов. Мы сравнили Россию со всей выборкой GFDD по наиболее популярным (в силу их доступности) показателям финансовой структуры. Слово «глубина» можно воспринимать как размер рынка по отношению ко всей экономике, а слово «эффективность» — как операционную эффективность или ликвидность рынка акций. В России банковский кредит проник в экономику гораздо глубже, чем в среднем по выборке, а рынок ценных бумаг, наоборот, сильно отстает по глубине и эффективности от среднемирового образца. Особенно велико отставание по стоимости внутренних частных облигаций в обращении (табл. 1).

Таблица 1

Некоторые показатели финансовой структуры, 2015 г.

Категория	Показатель	Россия	Вся выборка
Глубина	Частный банковский кредит, % ВВП	53,4	35,9
	Внутренний кредит частному сектору, % ВВП	59,3	38,3
	Капитализация рынка акций, % ВВП	27,8	47,5
	Стоимость внутренних частных облигаций в обращении, % ВВП	5,9	27,5
	Объем выпуска корпоративных облигаций, % ВВП	1,1	2,1
Эффективность	Объем торгов на рынке акций, % ВВП	9,6	26,7
	Коэффициент оборачиваемости на рынке акций, %	30,9	44,6

Источник: *Global Financial Development Database (GFDD) / The World Bank* (<http://www.worldbank.org/en/publication/gfdr/data/global-financial-development-database>).

Финансовую структуру можно проанализировать, используя балансы финансовых активов и обязательств, которые являются частью системы национальных счетов (СНС). Ниже приведены обязательства нефинансовых корпораций России и США. Этот сектор СНС — главный производитель экономического роста. В 2016 г. кредиты составили 43,7 % обязательств в России и 7,8 % — в США, акции, соответственно, 54,1 и 75,5 %, а облигации — 2,2 и 16,9 %².

² Финансовые счета и балансы финансовых активов и обязательств системы национальных счетов Российской Федерации / ЦБ РФ (<http://cbr.ru/statistics/?PrTld=fafbs>); *Financial Accounts of the United States, Fourth Quarter 2016*, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington. 9 March 2017. Table S.5.a.

В США нефинансовые корпорации давно полагаются на РФС, тогда как в России все еще велико финансовое посредничество банков. Вот почему в любом исследовании влияния роста рынка ценных бумаг на экономический рост России должно фигурировать финансовое посредничество банков в качестве контрольной переменной.

Наконец, кое-что о финансовой структуре России можно узнать, взглянув на источники привлеченных средств для инвестиций в основной капитал. Главным источником является государственный бюджет. За 2005–2015 гг. бюджетные средства составили 34,0 % вложений в основной капитал, средства вышестоящих организаций (тоже в основном бюджетных) — 20,4 %, кредиты банков (тоже в основном государственных) — 21,1 %, займы у других организаций — 11,2 %, выпуск акций — 1,7 %, а выпуск облигаций — 0,1%! Если оставить только средства, вырученные от выпуска акций и выпуска корпоративных облигаций, то в среднем за 2005–2015 гг. первый принес 94,7 %, а второй — 6,3 % этих средств, что еще раз демонстрирует незрелость рынка корпоративных облигаций в России³. Эти сравнения наводят на мысль, что в России в накоплении капитала действует сильно огосударствленная БФС и рынок ценных бумаг настолько слаб, что заметного влияния на экономический рост не оказывает. Видимо, полезно использовать бюджетные инвестиции в качестве контрольной переменной при оценке влияния развития финансов на экономический рост России.

ЭМПИРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

Эмпирическая модель и данные для ее оценивания

Чтобы довести эти рассуждения до эмпирической модели, необходимо превратить расплывчатые концепции, такие как «финансовая структура», «экономический рост», «зависимость», в измеряемые переменные. Эмпирическая литература подсказывает следующие способы операционализации, которые поддерживаются российскими данными:

— Финансовая структура:

— банковский кредит (БК) — рублевые кредиты банков, за исключением Банка России, предприятиям и организациям, млрд руб.⁴;

— фондовый рынок (ФР) — общая капитализация основного рынка на Московской бирже, млрд руб.⁵

— Экономический рост (ВП):

— очищенный от сезонности номинальный ВВП в расчете на 1 млн чел., млрд руб.⁶;

— Зависимость: может явиться результатом теста на коинтеграцию, который выполняется, если БК, ФР и ВП — нестационарны.

Период наблюдения — с I квартала 2003 г. по I квартал 2017 г. Это 57 среднеквартальных значений ($T = 57$). Поскольку квартальные (и месячные) данные о бюджетных инвестициях отсутствуют, этот фактор далее не рассматривается. Принятый в данной работе доверительный интервал — 95 % (уровень значимости $\alpha = 0,05$), информационный критерий качества моделей — Акаике (AIC)⁷.

Признаков сезонности БК и ФР не обнаружено. Логарифмирование лишь слегка изменило распределение переменных; все они не прошли тесты на нормальность. Нормальное

³ Инвестиции в нефинансовые активы / Росстат (http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/enterprise/investment/nonfinancial/#).

⁴ Статистический бюллетень Банка России / ЦБ РФ (<http://www.cbr.ru/publ/?PrId=bbs>).

⁵ <http://stocks.investfunds.ru/indicators/capitalization/>.

⁶ Национальные счета / Росстат (http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat_main/rosstat/ru/statistics/accounts/#).

⁷ Для расчетов использованы Gretl и EViews.

распределение — редкое свойство рядов экономической динамики. В расчетах использованы нелогарифмированные данные.

Ряды экономической динамики обычно нестационарны в уровнях. Тренд в среднем значении ряда из-за наличия единичного корня — основная причина нарушения стационарности. Поэтому гипотеза единичного корня (ГЕК) стала нулевой для большинства проверок нарушения стационарности. Для проверки ГЕК использован тест, способный обнаружить один структурный сдвиг (брейк) в данных⁸ и использующий авторегрессию расширенного теста Дики — Фуллера (ADF-теста) для нахождения единичных корней. Крупные отрицательные значения статистики теста ведут к опровержению ГЕК в пользу гипотезы стационарности, если они меньше критического значения. Если тестовая статистика положительна, то ГЕК подтверждается «не глядя».

Статус детерминированных компонент для авторегрессии ADF-теста уточнен по AIC. Тестировались четыре модели: 1) модель простого случайного блуждания, 2) модель случайного блуждания с дрейфом, 3) модель с линейным трендом и 4) модель с линейным и квадратическим трендами. Минимальный AIC у модели 2. Максимальный порядок лагов для авторегрессии ADF-теста при $T = 57$ рассчитан по формуле У. Шверта $k = [4 \cdot (T/100)^{0.25}] = 3$, где 4 — число кварталов в году, $[x]$ — целая часть результата [11].

Хотя все переменные пережили брейк в 2009–2010 гг., тест ни разу не опроверг ГЕК⁹. При критическом значении $-4,443$ для теста с константой и $k = 3$ статистика теста равна для ВП $-2,310$ ($p > 0,945$), для БК $-2,115$ ($p = 0,973$) и для ФР $-2,905$ ($p = 0,736$).

Гипотезу стационарности проверяет тест Квятковского — Филлипа — Шмидта — Шина (KPSS-тест). Из-за противоположности нулевых гипотез KPSS-тест нередко используется в паре с ADF-тестом. Переменная признается нестационарной, если статистика KPSS-теста больше критического значения, которое равно $0,462$ для теста с константой и $k = 3$. Это наш случай: для ВП статистика теста равна $0,910$, для БК $0,903$, для ФР $0,836$ ($p < 0,01$ для всех переменных).

Данные позволяют протестировать гипотезу 4 против гипотезы 1 в рамках предложенной К. Симсом векторной авторегрессии (VAR) [12]. VAR содержит m эндогенных переменных, каждая из которых является линейной функцией k лагов самой себя и остальных переменных, так что деление переменных на «зависимые» и «независимые» отсутствует. В сокращенной форме VAR — это:

$$y_t = \mu_t + A_1 y_{t-1} + \dots + A_k y_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где y_t — вектор эндогенных переменных, μ_t — детерминированный параметр (константа, тренд или то и другое), A_1, \dots, A_k — матрицы коэффициентов, которые предстоит оценить, k — число лагов, ε_t — вектор инноваций.

В нашем случае VAR включает три регрессии ($m = 3$) с константой; минимальный AIC — при $k = 2$. Уравнение с ВП в левой части формализует гипотезу 1, а уравнения БК и ФР в левой части — гипотезы 2 и 3. Например, уравнение с ФР в левой части допускает, что рост фондового рынка находится в положительной линейной зависимости от экономического роста и роста банковского кредита.

Оценивание показало, что VAR хорошо высвечивает динамику взаимодействия ВП, БК и ФР, поддерживая в целом гипотезу 1. В уравнении с ВП в левой части коэффициенты

⁸ Причинами брейков являются технический прогресс, деловой цикл, новые предпочтения и поведение экономических агентов, одновременные государственные акции и институциональные реформы. Брейки дестабилизируют параметры модели. Качество анализа временных рядов повышается, когда учитывается возможность брейков.

⁹ Этот брейк можно отнести на счет глобального финансового кризиса. Тест не принял за брейк тот факт, что данные начиная с 2011 г. содержат изменения, связанные с внедрением положений СНС-2008 относительно учета результатов научных исследований и разработок систем вооружения.

при БК и ФР значимы на лагах 1 и 2, причем БК оказывает несравнимо большее влияние на ВП, чем ФР. В уравнении с БК в левой части коэффициент при ВП значим на лаге 1, а коэффициенты при ФР незначимы на лагах 1 и 2. В уравнении для ФР коэффициенты при ВП и БК незначимы на лагах 1 и 2. Исправленный коэффициент множественной корреляции (детерминации) равен, соответственно, 0,996, 0,999 и 0,934. Статистика Дарбина — Уотсона равна 2,044, 1,907 и 2,103, т. е. признаков автокорреляции в уравнениях не обнаружено. То, что эта статистика больше, свидетельствует о подлинности корреляции.

Важная черта VAR — отсутствие в правой части текущих значений переменных. Каждая регрессия проникает в «прошлое» своих регрессоров на k лагов. Прошлые изменения регрессоров могут предшествовать текущим изменениям зависимой переменной. Какие-то регрессоры могут оказаться слабо экзогенными и представлять собой автономную движущую силу системы, не чувствительную к шокам остальных эндогенных регрессоров. Это позволяет в эконометрическом смысле определить причинно-следственные связи между переменными. Другими приложениями (по сути статистиками) VAR являются декомпозиция дисперсий ошибок прогноза и функции импульсной реакции. Из-за сложной динамики в VAR эти статистики более информативны, чем коэффициенты регрессии и множественной корреляции (детерминации). Но в первую очередь VAR потребовалась в связи с проверкой нестационарных ВП, БК и ФР на коинтеграцию.

Коинтеграция

Коинтеграция, теорию и методологию которой предложили нобелевские лауреаты К. Грэнджер и Р. Энгл, — это эконометрическая концепция, имитирующая пребывание нестационарных переменных в долгосрочном равновесии [13]. Долгосрочная равновесная связь — свойство только коинтегрированных переменных. Коинтеграция — это когда нестационарные ВП, БК и ФР, «разбежавшись» недалеко и ненадолго в разные стороны, возвращаются в предсказанное теорией равновесие в новой точке. Корреляция коинтегрированных переменных может быть разной, но она всегда подлинная. Корреляция не отвечает на вопрос, какая переменная — причина, какая — следствие, а коинтеграция означает наличие хотя бы односторонней причинно-следственной зависимости.

В данной работе использован тест на коинтеграцию, разработанный С. Йохансенем и рекомендуемый для случая, когда $m > 2$ [14]. Тест можно разделить на три процедуры: оценка VAR, определение ранга коинтеграции и идентификация коинтегрирующего вектора.

Если все переменные нестационарны и существует хотя бы одна их стационарная линейная комбинация, то они коинтегрированы, т. е. имеют общий стохастический тренд. Вернемся к выражению (1). Поскольку $y_{t-1} \equiv y_{t-1} - (\Delta y_{t-1} + \Delta y_{t-2} + \dots + \Delta y_{t-i+1})$, выражение (1) можно записать как

$$\Delta y_t = \mu_t + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где $\Pi = \sum_{i=1}^k A_i - I$ и $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k A_j$. Это ограниченная VAR, именуемая векторной моделью коррекции ошибок (VECM) и используемая для анализа нестационарных рядов, если известно, что они коинтегрированы.

Интерпретация выражения (2) критически зависит от r , ранга матрицы Π :

- Если $r = 0$, то все переменные имеют интегрированность (I) порядка 1 или кратко $I(1)$, но не коинтегрированы.
- Если $r = n$, то Π обратима и все переменные — $I(0)$, т. е. стационарны.
- Коинтеграция наступает, когда $0 < r < 1$, и Π можно записать как $\alpha\beta'$. В этом случае $y_t - I(1)$, но комбинация $z_t = \beta y_t - I(0)$. Например, если $r = 1$ и первый элемент $\beta = -1$, то

можно записать: $z_t = -y_{1,t} + \beta_2 y_{2,t} + \dots + \beta_n y_{n,t}$. Это все равно что сказать, что $y_{1,t} = \beta_2 y_{2,t} + \dots + \beta_n y_{n,t} - z_t$ есть долгосрочное равновесное отношение: отклонения z_t могут не равняться 0, но они стационарны.

Как видим, коинтеграционные отношения включены в эту спецификацию, так что VECM ограничивает долгосрочную динамику эндогенных переменных возвратом к коинтеграционному отношению, но допускает краткосрочную коррекционную динамику. Параметр коинтеграции z_t известен как параметр коррекции ошибок, поскольку нарушения (ошибки) долгосрочного равновесия устраняются (корректируются) серией частичных краткосрочных (от периода к периоду) изменений.

Для уточнения качества VECM выполнены некоторые стандартные диагностические тесты с константой и $k = 2$. Одна интересная гипотеза — равенство нулю эндогенных переменных на данном лаге. Эту гипотезу проверяет тест Вальда. Он обнуляет коэффициент при каждой переменной на данном лаге и выдает статистику значимости обнуления, χ^2 . Переменная избыточна, если коэффициент незначим. Переменные как в отдельности, так и в целом, и сам единственный лаг оказались «нежными» (табл. 2). Тестирование также показало, что VECM обладает гомоскедастичными и некоррелируемыми остатками. Гипотеза нормального распределения остатков опровергнута, но для предстоящего теста на коинтеграцию это непринципиально.

Таблица 2

Результаты тестирования остатков VECM (в скобках — р-значения)

Тест	Статистика теста	H_0
Тест Вальда на значимость переменных и лагов H_0 : переменные и лаги не отличаются от нуля	Лаг 1: Δ ВП: $\chi^2 = 10,368$ (0,012) Δ БК: $\chi^2 = 31,015$ (0,000) Δ ФР: $\chi^2 = 9,856$ (0,020) Вместе: $\chi^2 = 54,362$ (0,000)	Отвергнута
Тест Харке — Бера H_0 : распределение нормальное	$JB(3) = 22,832$ (0,000)	Отвергнута
Тест Бриша — Пэгана (уровни и квадраты) H_0 : гетероскедастичность отсутствует	$LM = 85,665$ (0,429)	Не отвергнута
LM-тест на ARCH-процессы H_0 : ARCH-процессы отсутствуют	Лаг 1: $LM = 48,396$ (0,081) Лаг 2: $LM = 76,417$ (0,339)	Не отвергнута
LM-тест на автокорреляцию H_0 : автокорреляция отсутствует	Лаг 1: $LM = 12,201$ (0,202) Лаг 2: $LM = 13,057$ (0,160)	Не отвергнута

Примечания: использованные наблюдения: 55; тесты с константой; $k = 2$.

Источник: рассчитано автором.

В поисках ранга коинтеграции, r , тест Йохансена проверил три нулевые гипотезы (H_0): $r = 0$, $r \leq 1$ и $r \leq 2$ — и выдал две статистики, отвечающие на вопрос, коинтегрированы переменные или нет, — след и максимальное число матрицы Π . Обе статистики опровергли $H_0: r = 0$ и не опровергли $H_0: r \leq 1$ (табл. 3). Следовательно, ВП, БК и ФР коинтегрированы с $r = 1$. Равенство статистик при $r \leq 2$ подтверждает наличие единичного корня.

Таблица 3

Результаты теста Йохансена на коинтеграцию (в скобках — р-значения)

r	След матрицы	Максимальное число	Кoineгирующий вектор	Корректирующий коэффициент
0	47,989 (0,000)	34,745 (0,000)	1, -0,00532, -0,00035	-1,142
1	13,244 (0,106)	13,221 (0,073)		
2	0,023 (0,880)	0,023 (0,880)		

Примечания: использованные наблюдения: 55; число уравнений = 3, $k = 2$; вариант теста: неограниченная константа; метод оценивания: максимальное правдоподобие.

Источник: рассчитано автором.

Тест также выдал нормализованные по ВП коинтегрирующий вектор (β) матрицы Π и корректирующий коэффициент (α) при параметре коррекции (табл. 3). Приведение к единичному порядку по ВП позволило идентифицировать β и вложить в него экономический смысл, а именно гипотезу 1. Теперь β можно записать как коинтегрирующее уравнение, удостоверяющее в привычной форме долговременную равновесную взаимосвязь переменных и подлинность их корреляции. Коинтегрирующие коэффициенты переходят в коинтегрирующее уравнение с противоположными знаками вместе с константой (ρ -значения — в скобках):

$$\text{ВП}_t = 17,835 + 0,0053\text{БК}_t + 0,0004\text{ФР}_t \quad (3)$$

(0,000) (0,000) (0,001)

Исправленный коэффициент детерминации $R^2 = 0,977$, т. е. коинтеграционное уравнение объясняет 97 % вариации ВП в текущем квартале. Коинтегрирующие коэффициенты положительны и значимы, хотя их экономический вес представляется небольшим. Рост БК на 1 млрд руб. вызывает рост ВП на 5,3 млн руб., а рост ФР на 1 млрд руб. — рост ВП на 0,4 млн руб. Гипотеза 4, отрицающая всякую зависимость экономического роста от развития финансов, опровергнута в пользу гипотезы 1 в отношении банковского кредита и фондового рынка. По вкладу в экономический рост банковский кредит многократно превосходит фондовый рынок.

Долгосрочная равновесная взаимосвязь стабильна в том смысле, что, будучи нарушенной, она восстанавливается. Объединяя в одной строке статическую долгосрочную и динамическую краткосрочную связи между переменными, VECM позволяет измерить отклонения от равновесия и скорость его восстановления.

Чтобы ВП мог «нормально» вернуться в равновесие с БК и ФР, корректирующий коэффициент (α) должен находиться между 0 и -1 . Тогда положительный (отрицательный) дисбаланс вызывает снижение (рост) ВП на пути к своему равновесному значению. Дисбаланс, возникший в прошлом квартале, ликвидируется в текущем и, возможно, будущих кварталах темпом, заданным α . Ликвидация представляет собой последовательное уменьшение дисбаланса на произведение α и остатка дисбаланса, переходящего из предыдущего квартала в данный квартал.

Чем ближе α к -1 , тем быстрее достигается равновесие. Если $\alpha = -1$, то равновесие достигается за текущий квартал. Больше кварталов требуется, если α стремится к нулю. Срок полного устранения отклонения — обратный α . В данном случае $\alpha = -1,142$ ($\rho = 0,000$). Это высокая скорость. Для устранения возникшего в предыдущем квартале дисбаланса требуется 0,9 текущего квартала.

Реакция переменных на отклонения от общего стохастического тренда неодинакова. Переменная либо реагирует, либо не реагирует на эти отклонения. В первом случае она как эндогенная переменная проходит свою часть пути к равновесию. Во втором случае она — слабо экзогенная переменная и потому не реагирует на любую разбалансировку системы, а «стоит и ждет», когда другие эндогенные переменные приблизятся к ней на нужное «расстояние». «Ответственность» за ликвидацию дисбаланса распределяется между эндогенными переменными, которые, меняясь в текущем и, возможно, будущих периодах, достигают своего нового равновесного значения.

Для поиска слабой экзогенности выполнен тест Энгла на избыточность ВП, БК, ФР в уравнении (3). H_0 : переменная избыточна, т. е. ее удаление не ведет к потере информации. H_0 опровергается, если статистика теста отношения правдоподобия χ^2 больше критического значения 3,841. χ^2 равен: у ВП — 21,508 ($\rho = 0,000$), у БК — 20,813 ($\rho = 0,000$), у ФР — 4,473 ($\rho = 0,034$). Таким образом, слабой экзогенности не обнаружено. После нарушения равновесия каждая переменная проходит в текущем квартале свою часть пути к равновесию в новой точке.

Еще о причинах и следствиях

Стандартная практика в эмпирических исследованиях — сообщать результаты теста причинности по Грэнджеру и декомпозиции дисперсии ошибок прогноза VAR, а также функции импульсной реакции на шоки VAR¹⁰, поскольку эти результаты могут содержать дополнительную информацию о взаимосвязях переменных. VAR с ее уходящей в «прошлое» правой частью — естественная среда для изучения причинно-следственных связей. Вообще VAR с некоинтегрированными нестационарными переменными должна быть дифференцирована, но, как показали К. Симс, Дж. Сток и М. Ватсон, если имеется единственный коинтегрирующий вектор, то для VAR с тремя переменными одностороннее распределение теста Вальда для причинности по Грэнджеру — χ^2 , что позволяет делать выводы из VAR в уровнях¹¹.

Причинность по Грэнджеру не следует принимать за чистую монету. Если x — причина и y — ее следствие, то это не значит, что существует экономический механизм, ставящий y в зависимость от x . Грэнджер свел определение причинности к вопросу, помогает «прошлое» x предсказывать «будущее» y или помогает только «прошлое» y ? Если «прошлое» y помогает предсказывать «будущее» x , то y — причина для x , а если не помогает, то y — не причина для x или, если ограничиться линейными функциями, y линейно не информативен насчет «будущего» x . Грэнджер также разделил причинность на одностороннюю, $x \Rightarrow y$ или $x \Leftarrow y$, и двухстороннюю, $x \Leftrightarrow y$. Если $x \not\Rightarrow y$ и $x \not\Leftarrow y$, то ряды статистически независимы. При $m > 2$, как в данном случае, группа переменных, представленных одним вектором, является блок-экзогенной по отношению к группе переменных, представленных другим вектором, если элементы последнего не помогают улучшить прогноз любой из переменных, представленных первым вектором [16].

С этими оговорками и за неимением лучшего мы выполнили VAR-тест причинности по Грэнджеру, именуемый еще тестом на блок-экзогенность. Обнуляя коэффициенты при БК и ФР, мы допускали, что БК и ФР — не причина роста ВП. Обнуляя коэффициенты при ВП и ФР, мы допускали, что ВП и ФР — не причина роста БК и т. д. Опровержение этих допущений ($p < 0,05$) указывает на причинность по Грэнджеру.

Тест показал, что в России:

- рост банковского кредита и капитализации рынка акций предшествует росту ВВП (БК и ФР вместе и порознь — причина роста ВП);
- рост ВВП не помогает улучшить прогноз изменений банковского кредита, а рост капитализации помогает (ВП — не причина роста БК, а ФР — причина роста БК);
- рост ВВП и банковского кредита не помогает улучшить прогноз изменений капитализации (ВП и БК порознь — не причина роста ФР по Грэнджеру и как блок экзогенны по отношению к ФР);
- таким образом, получены аргументы в пользу гипотезы 1 и против гипотезы 4 (табл. 4).

Таблица 4

Результаты теста причинности по Грэнджеру (в скобках — p -значения)

	Исключены	χ^2
Зависимая переменная: ВП	БК	30,325 (0,000)
	ФР	12,258 (0,002)
	Вместе	33,995 (0,000)
Зависимая переменная: БК	ВП	2,586 (0,274)
	ФР	8,806 (0,012)
	Вместе	12,178 (0,016)

¹⁰ Функции импульсной реакции не обсуждаются из-за лимита на объем статьи.

¹¹ Об использовании нестационарных переменных в VAR-моделях см. [15].

	Исключены	χ^2
Зависимая переменная: ФР	ВП	1,544 (0,462)
	БК	1,273 (0,530)
	Вместе	4,325 (0,364)

Примечания: использованные наблюдения: 55; $k = 2$.

Источник: рассчитано автором.

Положительное влияние роста капитализации рынка акций на динамику банковского кредита можно объяснить тем, что:

- банки своими деньгами помогают предпринимателям дожить до IPO и последующих выпусков акций;
- свободное обращение акций создает дополнительный спрос на деньги банков со стороны тех инвесторов, которые покупают акции в кредит;
- с развитием фондового рынка дилеры предъявляют все больший спрос на деньги банков с целью финансирования своих расширяющихся позиций на рынке.

Декомпозиция дисперсии ошибок прогноза

До сих пор мы заглядывали из прошлого в настоящее. Заглянем теперь в будущее, скажем, на 20 лагов вперед (примерно пять лет). Полезный эконометрический прием – декомпозиция дисперсий ошибок прогноза VAR, которая показывает вклад инноваций данной переменной в ее собственную дисперсию ошибок прогноза и дисперсию других переменных.

В начале прогнозного периода 100 % дисперсии ВП объясняется инновациями самого ВП, а в конце – 50 %. В конце периода 50 % дисперсии ВП объясняется инновациями ФР и лишь 15 % – инновациями БК. Вклад БК в собственную дисперсию падает в 3,3 раза, а доминирующим становится вклад ФР. В конце периода вклад ФР в дисперсию БК в 3,1 раза больше вклада ВП. В начале периода 99 % дисперсии ФР объясняется его собственными инновациями, а в конце – 91 %. В конце периода вклад ВП в дисперсию ФР – 7 %, а БК – 2 % (табл. 5)!

Таблица 5

Декомпозиция дисперсии ошибок прогноза VAR, %

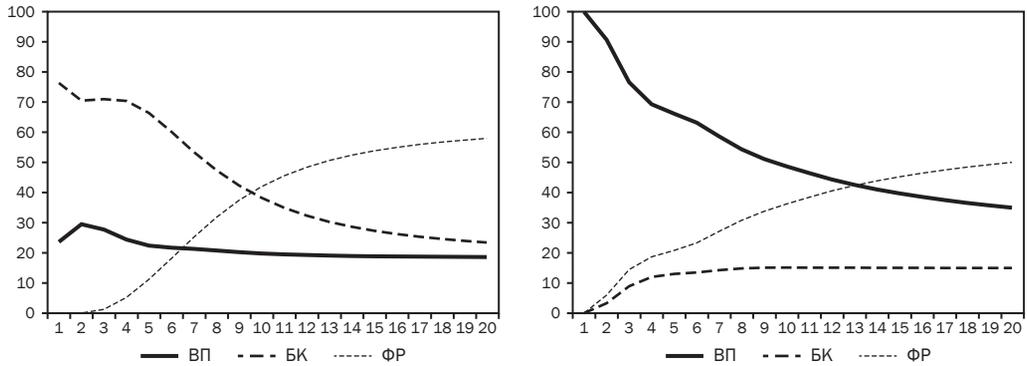
	Квартал	ВП	БК	ФР
Прогноз для ВП	1	100	0	0
	5	66	13	21
	10	48	15	37
	15	40	15	45
	20	35	15	50
Прогноз для БК	1	24	76	0
	5	22	66	11
	10	20	38	42
	15	19	27	54
	20	19	23	58
Прогноз для ФР	1	1	0	99
	5	5	1	94
	10	6	1	93
	15	6	2	92
	20	7	2	91

Примечание: порядок переменных по Холецкому: ВП, БК, ФР.

Источник: рассчитано автором.

Рисунок 1

Растущее влияние инноваций фондового рынка на дисперсию банковского кредита (слева) и экономического роста в среднесрочной перспективе



Примечание: в отличие от табл. 5 график показывает все задействованные в расчетах кварталы.
Источник: рассчитано автором.

Из этих сравнений следует, что 1) в среднесрочной перспективе инновации финансовой структуры все больше влияют на дисперсию ошибок прогноза экономического роста и 2) центр тяжести этого влияния перемещается с инноваций банковского кредита на инновации фондового рынка. Рынок станет лучше и активнее, чем банки, выявлять хорошие инвестиционные проекты, привлекать сбережения, дисциплинировать менеджеров и смягчать риски инвестиций в реальный сектор. Произойдет дезинтермедиация — процесс, давно завершившийся в США и наблюдаемый в еврозоне. Под дезинтермедиацией следует понимать:

- частичный отказ предпринимателей от банковского кредита в пользу размещения ценных бумаг на открытом рынке;
- изъятие клиентами депозитов из банков для размещения на рынке ценных бумаг в период снижения ставок по депозитам.

Конечно, этот сценарий требует серьезных допущений. В частности, сможет ли государство «уйти» из экономики и провести иные реформы, обеспечивающие рынку ценных бумаг условия для полноценного развития? Если не сможет, то через пять лет значение рынка ценных бумаг для россиян не будет сильно отличаться от его нынешнего значения. Опрос, проведенный Национальным агентством финансовых исследований зимой 2017 г., показал, что 48 % россиян предпочитают хранить свои сбережения на депозитах в Сбербанке, еще 21 % — на депозитах в других банках и только 3–4 % владеют ценными бумагами¹².

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Цель данной работы — протестировать на российских данных обсуждаемые в мировой литературе предположения о причинно-следственной связи между развитием финансов и экономическим ростом. Период наблюдения — с I квартала 2003 г. по I квартал 2017 г. (57 среднеквартальных значений). Получена VECM с гомоскедастичными и некоррелируемыми остатками без ARCH-процессов. Извлечены следующие аргументы в пользу предположения о положительной зависимости экономического роста от развития финансов:

¹² Облигации федерального займа: оценка привлекательности для населения / НАФИ (<https://nafi.ru/analytics/obligatsii-federalnogo-zayma-otsenka-privlekatelnosti-dlya-naseleniya/>).

1. Поскольку все переменные нестационарны, выполнен тест Йохансена, который обнаружил одно коинтегрирующее отношение, удостоверяющее долгосрочную равновесную взаимосвязь переменных и подлинность их корреляции. Экономический рост зависит от развития банковского кредита и в меньшей степени — от роста капитализации рынка акций. Коинтеграционное уравнение объясняет 97 % вариации номинального подушевого ВВП. Рост банковского кредита на 1 млрд руб. вызывает рост ВВП на 5,3 млн руб., а рост капитализации рынка акций на 1 млрд руб. вызывает рост ВВП на 0,4 млн руб. Слабой экзогенности в коинтеграционном уравнении не обнаружено. Каждая переменная проходит в текущем квартале свою часть пути к равновесию в новой точке.

2. VAR-тест на причинность по Грэнджеру показал, что в России:

- рост банковского кредита и капитализации рынка акций предшествует росту ВВП;
- рост ВВП не предшествует росту банковского кредита, а рост капитализации предшествует;
- рост ВВП и рост банковского кредита порознь не предшествуют росту капитализации и как блок экзогенны по отношению к ней.

3. Для восстановления нарушенного в предыдущем квартале долгосрочного равновесия экономическим агентам требуется 0,9 текущего квартала.

4. Сравнение текущего и прогнозируемого на пять лет вклада инноваций каждой переменной в собственную дисперсию ошибок прогноза и дисперсию других переменных при разных порядках переменных показывает, что в среднесрочной перспективе инновации финансовой структуры все больше влияют на дисперсию ошибок прогноза экономического роста и центр тяжести этого влияния перемещается с инноваций банковского кредита на инновации фондового рынка. При наличии условий для полноценного развития рынка ценных бумаг в России произойдет частичная дезинтермедияция банковского сектора.

Библиография

1. Matthew H. C. G. Gladstone 1809–1874. Oxford University Press, 1991; Gladstone 1875–1898. Clarendon Press, 1995.
2. Schumpeter J. A. Theory of Economic Development. Translated by Redvers Opie. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1934.
3. Столбов М. И. Финансовый рынок и экономический рост: контуры проблемы. М.: Научная книга, 2008. Гл. 2.
4. Chuah H. L., Thai V. C. Financial Development and Economic Growth: Evidence from Causality Tests for the GCC Countries // IMF Working Paper. 2004. WP 04/XX.
5. Robinson J. The Generalization of the General Theory In: The Rate of Interest and Other Essays. London: MacMillan Publishing Company, 1952.
6. Davidson P. Financial Markets, Money, and the Real World. Edward Elgar Publishing Limited, 2002.
7. Pagano M. Financial Markets and Growth // European Economic Review. 1993. Vol. 37. P. 614–617.
8. The Role of Financial Markets for Economic Growth. Speech Delivered by Dr. Willem F. Duisenberg, President of the European Central Bank, at the Economics Conference “The Single Financial Market: Two Years into EMU”. Vienna, 31 May 2001.
9. Афанасьев П. С. Моделирование взаимосвязи уровня финансового развития и экономического роста: автореф. дисс. ... канд. экон. наук. М., 2004.
10. Розанова Н. Фондовый рынок как фактор экономического роста // Экономический вестник Ростовского государственного университета. 2006. Т. 4. № 3.
11. Schwert G. W. Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation // Journal of Business and Economic Statistics. 2002. Vol. 20. Iss. 1. P. 5–17.
12. Sims C. A. Macroeconomics and Reality // Econometrica. 1980. Vol. 48. Iss. 1. P. 1–48.
13. Engle R., Granger C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // Econometrica. 1987. Vol. 55. Iss. 2. P. 251–276.
14. Johansen S., Juselius K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1990. Vol. 52. Iss. 2.
15. Sims Ch. A., Stock J. H., Watson M. W. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots // Econometrica. 1990. Vol. 58. Iss. 1. P. 113–144.
16. Granger C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods // Econometrica. 1969. Vol. 37. Iss. 3. P. 424–438.

Автор



Алехин Борис Иванович, д. э. н., профессор кафедры финансов и кредита Российского государственного гуманитарного университета
(e-mail: b.i.alekhin@gmail.com)

B. I. Alekhin

Russia's Financial Structure and Economic Growth

Abstract

This article is about finance – growth nexus with application to Russia. 57 quarterly observations in 2003-2017 were used to test four popular hypotheses on this subject. The author employed econometric methodology which included vector auto regression (VAR) analysis, stationarity tests, Johansen-Juselius cointegration test, Granger causality test, weak exogeneity tests and variance decomposition. The variables in the our VAR-model are found to be non-stationary and cointegrated. Russia's economic growth seems to be Granger caused by the proliferation of bank credit to local enterprises and (to a much lesser degree) issuance of shares. In the medium-term prospective the stock market is projected to replace bank finance as a main influence on economic growth.

Keywords:

finance, economic growth, cointegration

JEL: O16, G15, G28

Author's affiliation:

Alekhin Boris I. (e-mail: b.i.alekhin@gmail.com), Russian State University for the Humanities, Moscow 125993, Russian Federation

References

1. Matthew H. C. G. Gladstone 1809–1874. Oxford University Press, 1991; Gladstone 1875–1898. Clarendon Press, 1995.
2. Schumpeter J. A. Theory of Economic Development. Translated by Redvers Opie. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1934.
3. Stolbov M. I. The Financial Market and Economic Growth: the Outline of the Problem. Moscow: Nauchnaya kniga publ., 2008, 208 p. Chapter 2.
4. Chuah H. L., Thai V. C. Financial Development and Economic Growth: Evidence from Causality Tests for the GCC Countries. *IMF Working Paper*, 2004, WP 04/XX.
5. Robinson J. The Generalization of the General Theory. In: The Rate of Interest and Other Essays. London: MacMillan Publishing Company, 1952.
6. Davidson P. Financial Markets, Money, and the Real World. Edward Elgar Publishing Limited, 2002.
7. Pagano M. Financial Markets and Growth. *European Economic Review*, 1993, vol. 37, pp. 614–617.
8. The Role of Financial Markets for Economic Growth. Speech Delivered by Dr. Willem F. Duisenberg, President of the European Central Bank, at the Economics Conference “The Single Financial Market: Two Years into EMU”. Organised by the Oesterreichische Nationalbank, Vienna, 31 May 2001.
9. Afanasyev R. S. Modeling of Interrelation of Level of Financial Development and Economic Growth: the Abstract of the Thesis for a Degree of Candidate of Economic Sciences. Moscow, 2004.
10. Rosanova N. Stock Market as a Factor of Economic Growth. *Economicheskii vestnik Rostovskogo gosudarstvennogo universiteta – The Economic Bulletin of Rostov State University*, 2006, vol. 4, iss. 3.
11. Schwert G. W. Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, vol. 20, iss. 1, pp. 5–17.
12. Sims C. A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 1980, vol. 48, iss. 1, pp. 1–48.
13. Engle R., Granger C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*. 1987, vol. 55, iss. 2, pp. 251–276.
14. Johansen S., Juselius K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, vol. 52, iss. 2.
15. Sims Ch. A., Stock J. H., Watson M. W. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, 1990, vol. 58, iss. 1, pp. 113–144.
16. Granger C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 1969, vol. 37, iss. 3, pp. 424–438.